

BANCO DE ESPAÑA

EFICIENCIA Y PRIMAS DE RIESGO EN LOS MERCADOS DE CAMBIO

Juan Ayuso y Fernando Restoy

SERVICIO DE ESTUDIOS
Documento de Trabajo nº 9225

BANCO DE ESPAÑA

EFICIENCIA Y PRIMAS DE RIESGO EN LOS MERCADOS DE CAMBIO

Juan Ayuso y Fernando Restoy (*)

(*) Agradecemos los comentarios realizados por F. Gutiérrez, J. L. Malo de Molina y M. Sebastián, y, muy especialmente, las conversaciones mantenidas con los miembros de la Unidad de Investigación de la Oficina de Estudios Monetarios y Financieros.

SERVICIO DE ESTUDIOS
Documento de Trabajo n.º 9225

El Banco de España al publicar esta serie pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

ISBN: 84-7793-192-5

Depósito legal: M-35550-1992

Imprenta del Banco de España

1.- INTRODUCCIÓN

El reciente proceso de integración de las economías europeas ha puesto de relieve la interacción de la formación de los tipos de interés en los mercados financieros y la de los tipos de cambio en los mercados de divisas. Habida cuenta de la progresiva desaparición de los controles al tráfico internacional de capitales, la Teoría de la Paridad Descubierta de los Tipos de Interés ha sido, quizá, el modelo teórico empleado con mayor profusión para caracterizar dicha interacción. Así, diferentes versiones de esta teoría han sido utilizadas, por ejemplo, para evaluar la credibilidad de las bandas de fluctuación de los tipos de cambio en el SME (Svenson, 1991, Bertola y Svenson, 1990), o para contrastar la eficiencia de los mecanismos de formación de precios en los mercados de cambios, en la tradición inaugurada por Fama (1970).

Aunque la aparente sencillez de esta teoría la ha hecho especialmente popular, existen razones para pensar que este modelo puede no ser el más adecuado para analizar los efectos de las variaciones del tipo de cambio en la formación de los precios de los activos financieros, ni siquiera dentro del SME. Por un lado, la hipótesis de neutralidad ante el riesgo, implícitamente asumida, es inconsistente con la mayoría de las estimaciones econométricas de los modelos de valoración de activos, donde el resultado habitual es que los diferenciales de rentabilidad entre los activos con riesgo y un activo seguro sólo pueden explicarse a partir de grados de aversión al riesgo considerablemente altos (Mehra y Prescott, 1984). Por otro lado, se ha asegurado (ver Comisión Europea, 1989) que el proceso de unión monetaria tendrá un impacto elevado sobre el coste del capital en Europa, gracias a la eliminación del riesgo cambiario. Naturalmente, esta hipótesis tan controvertible no puede analizarse dentro del paradigma de paridad descubierta. Por último, la falta de solidez de los contrastes convencionales de eficiencia en los mercados de cambios a la existencia de primas de riesgo resta gran parte de su relevancia a estos ejercicios. Además, la simple inspección de los diferenciales de los tipos de interés de algunas monedas europeas (por ejemplo, la lira y la peseta respecto al marco) y las realizaciones ex post de los tipos de cambio ponen de manifiesto las dificultades para explicar estos diferenciales a partir, exclusivamente, de las expectativas formadas racionalmente sobre los cambios en las paridades de las monedas.

Hasta el momento, no se ha realizado un esfuerzo serio en estimar modelos de equilibrio de valoración de activos que permitan obtener contrastes de eficiencia suficientemente generales y sólidos a la presencia de primas de riesgo cambiario para el caso del SME. Con frecuencia, la literatura se ha contentado con interpretar, sin excesivo fundamento teórico, la capacidad del tipo forward para predecir de forma insesgada el tipo spot futuro como prueba de eficiencia y el componente no explicado de una regresión de variaciones en el tipo de cambio en los diferenciales de tipos de interés (descuento a plazo) como prima de riesgo, siguiendo el trabajo de Fama (1984). Otro enfoque, algo más prometedor, para obtener una medida de riesgo cambiario, ha consistido en especificar modelos de Arbitrage Pricing Theory (APT) para los excesos de los rendimientos bursátiles sobre el tipo de interés de distintos mercados y estimar el poder explicativo de factores asociados al tipo de cambio (Sentana, Shah y Wadhwani, 1991). Desgraciadamente, este enfoque tampoco se puede integrar fácilmente en un esquema de formación eficiente de los precios, y, al trabajar sobre excesos de rendimientos, no permite aislar los efectos del riesgo cambiario sobre el coste del capital.

En este trabajo, se formula y estima un modelo intertemporal de valoración de activos en un contexto internacional. El objetivo es, por un lado, contrastar la eficiencia del mecanismo de formación de los tipos de interés y los tipos de cambio en el SME, y, por otro, evaluar la magnitud de las primas de riesgo en los mercados de cambios. Para cumplir el primer objetivo, se explotan directamente las condiciones de primer orden del problema de elección de cartera para un inversor internacional representativo, utilizando el método generalizado de momentos de Hansen (1982) y Hansen y Singleton (1982). Para cumplir el segundo objetivo, se trabaja sobre una linealización de estas condiciones de primer orden en lo que constituye una versión modificada en tiempo discreto del modelo de Adler y Dumas (1983). El precedente más inmediato de esta segunda parte del trabajo es el estudio de Giovannini (1988), donde se evalúan primas de riesgo cambiario en Europa, utilizando un modelo convencional de valoración. Sin embargo, a diferencia del enfoque empleado en nuestro análisis, este modelo, originalmente diseñado para una economía cerrada, carece, en general, de validez para comparar los precios de activos denominados en

monedas distintas, en un contexto de no verificación de la teoría de la paridad del poder de compra.

Con objeto de aislar adecuadamente los efectos de la incertidumbre cambiaria, el análisis se centra en el euromercado de depósitos. Este mercado permite estudiar activos relativamente seguros cuyo intercambio queda, en general, al margen de las regulaciones del tráfico internacional de capitales.

El resto del trabajo se organiza como sigue. En la sección 2, se presenta evidencia empírica sobre el nivel de los diferenciales ex ante y ex post de tipos de interés para algunas monedas del SME, el dólar y el yen, y se realiza una valoración general de la teoría de la paridad descubierta. En la sección 3, se introduce el modelo intertemporal de valoración y se obtiene una expresión para las primas de riesgo cambiario. En la sección 4, se presentan los resultados de los contrastes de eficiencia y la evaluación empírica de las primas de riesgo. Finalmente, en la sección 5, se resumen las conclusiones principales del trabajo.

2.- PARIDAD DESCUBIERTA EN EL MERCADO DE EURODEPOSITOS

Los modelos convencionales de valoración de activos con riesgo en un contexto de eficiencia de los mercados financieros señalan que la rentabilidad esperada de cada activo debe ser igual a la del activo seguro, más una prima de riesgo que depende de la aversión de los agentes ante el riesgo y de la contribución de ese activo al riesgo global de la cartera de los inversores (riesgo no diversificable). Naturalmente, si los agentes son neutrales ante el riesgo, el mercado no remunera el riesgo subyacente en cada activo, y, en consecuencia, el rendimiento esperado de todos los activos financieros debe ser el mismo e igual al del activo sin riesgo.

La teoría de la paridad descubierta de los tipos de interés no es más que una aplicación de este modelo de valoración en un contexto de neutralidad ante el riesgo a activos seguros denominados en distintas monedas. De acuerdo con este modelo, la rentabilidad esperada de cada

activo, convertida a una moneda común, debe ser igual a la de un activo seguro denominado en esa moneda base. Una consecuencia inmediata es que la diferencia entre las rentabilidades de dos activos seguros con el mismo plazo de vencimiento, pero denominados en monedas distintas, será igual a la depreciación esperada de una moneda respecto a la otra en ese plazo. Así, pues, conforme a esta teoría, los agentes no exigen a los activos extranjeros una rentabilidad media (convertida a la moneda nacional) superior a la que exigen a activos similares denominados en moneda nacional, a pesar de que exista incertidumbre sobre la evolución futura del tipo de cambio. Es decir, el riesgo cambiario, entendido como el grado de incertidumbre que los agentes tienen sobre el tipo de cambio futuro a la hora de formar sus expectativas, es irrelevante para explicar los diferenciales de tipos de interés, que, en este contexto, están completamente determinados por el valor concreto de esas expectativas.

Los gráficos 1 a 6 muestran la evolución de un conjunto de diferenciales de tipos de interés en el euromercado de depósitos a un mes¹, tomando como referencia el tipo de interés del depósito en marcos alemanes. De acuerdo con la teoría de la paridad descubierta de los tipos de interés, dichos diferenciales deberían coincidir, aproximadamente, con la apreciación/depreciación esperada de cada una de las monedas consideradas con respecto al marco alemán. En el caso de los eurodepósitos, si se toma una moneda de referencia (el marco, en el caso de los gráficos anteriores), esta teoría implica que la tasa de rentabilidad, medida en esa moneda, de un depósito a un determinado plazo en cualquier otra divisa, es aproximadamente igual al tipo de interés de un depósito al mismo plazo en la moneda base, más la tasa de depreciación esperada de la divisa en cuestión con respecto a la de referencia.² Así, de acuerdo con esta teoría, podría decirse que,

¹ En el Apéndice A, se describen con detalle los datos utilizados a lo largo del trabajo.

² Si se representan por r , r^* y x el tipo de interés del euromarco, el tipo de interés de la otra euromoneda y la tasa de apreciación esperada de ésta frente a aquélla, respectivamente, la relación exacta que se deriva de la teoría de la paridad descubierta es: $(1+r) = (1+r^*) \cdot (1+x)$

durante el período considerado (agosto de 1986-marzo de 1992), han existido expectativas generalizadas de apreciación del marco con respecto a las monedas europeas, expectativas que han ido reduciéndose progresivamente, siendo especialmente llamativa la caída en el caso de la libra, a partir de octubre de 1990. La peseta y la lira marcarían, en el año en curso, los mayores niveles de depreciación (frente al marco) esperada. En cuanto a las monedas no europeas, los gráficos evidenciarían, al menos en los últimos meses de la muestra, considerables expectativas de apreciación frente al marco.

Sin embargo, como se ha señalado, la teoría de la paridad descubierta se basa en dos hipótesis que han sido extensamente discutidas en la literatura. En primer lugar, se supone que los mercados son eficientes, y, en consecuencia, los agentes forman sus expectativas sobre la evolución futura del tipo de cambio, utilizando, de modo eficiente, toda la información disponible. En segundo lugar, los agentes, al ser neutrales ante el riesgo, no exigen a los tipos de interés asociados a activos denominados en moneda extranjera una prima por riesgo cambiario. El carácter restrictivo de estos supuestos nos induce a preguntarnos por la verosimilitud general de la teoría.

Con objeto de evaluar el cumplimiento de la teoría de la paridad descubierta en el euromercado, obsérvese, en primer lugar, que, si las expectativas sobre la evolución futura del tipo de cambio son formadas de un modo racional, la diferencia entre la apreciación/depreciación de las diferentes monedas que esperan los agentes y la efectivamente realizada debe ser un término aleatorio de media nula e independiente de la información disponible en el momento de elaborar dicha expectativa. La paridad descubierta implica, entonces, que las diferencias entre las rentabilidades ex post de los distintos depósitos, medidas en una misma moneda, deben coincidir con el citado error de expectativas y tener, en consecuencia, la estructura estocástica teórica de aquél.

El cuadro 1 muestra las medias y varianzas muestrales para un conjunto de 21 diferenciales de tipos de interés, correspondientes a los cruces posibles en un conjunto de siete divisas. Como puede observarse, en 8 casos no se rechaza que la media muestral del

diferencial ex post sea distinta de cero. Además, conviene señalar que existen diferenciales de magnitud considerable (por encima, incluso, de 6 puntos porcentuales) para los que, sin embargo, no se rechaza que sean nulos, debido a la abultada varianza de la serie, y que, en doce de los veintiún casos analizados, el diferencial nominal de intereses no sólo no se cierra (como cabría esperar según la teoría), sino que se amplía (en promedio) cuando comparamos rentabilidades ex post.

En definitiva, los resultados comentados plantean dudas razonables sobre el cumplimiento de la teoría de la paridad descubierta de los tipos de interés, por lo que es conveniente analizar en detalle las hipótesis en las que se apoya dicha teoría. En particular, en el resto del trabajo, trataremos de contrastar las hipótesis de eficiencia y neutralidad, a partir de un modelo teórico suficientemente general, desarrollado en la siguiente sección.

3.- MODELO DE PARIDAD GENERALIZADA DE LOS TIPOS DE INTERES

En esta sección, se presenta un modelo intertemporal de valoración y cartera relativamente convencional que permite obtener condiciones de equilibrio para los precios de activos financieros denominados en distintas monedas.

3.1.- Modelo intertemporal general

Supóngase un agente representativo que maximiza la utilidad esperada de una senda intertemporal infinita de consumo contingente y que percibe como única fuente de renta el rendimiento de una cartera compuesta por $N + 1$ activos financieros, posiblemente emitidos en países distintos.

En el período t , el agente representativo resolverá el siguiente problema:

$$\begin{aligned}
& \text{Max} \quad E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i U [C(t+i)] \\
& C(s), \omega(s), s \geq t \\
& \text{s.a.} \quad P(s+1) W(s+1) = P(s) [W(s) - C(s)] R_m(s+1) \\
& R_m(s+1) = \sum_j \omega_j(s) R_j(s+1) \\
& \sum_j \omega_j = 1
\end{aligned} \tag{1}$$

donde $C(t)$ es consumo real en t , $W(t)$, es la riqueza financiera real del individuo, $R_j(t+1)$ es el rendimiento nominal del activo j entre t y $t+1$, expresado en unidades de una moneda base, ω_j es la proporción de riqueza asignada al activo j y $P(t)$ es el índice de precios relevante para el inversor, convertido a unidades de la moneda base.

Las condiciones de primer orden del programa (1) son:

$$E_t \left[RMS(t+1) \cdot \frac{P(t)}{P(t+1)} R_j(t+1) \right] = 1 \quad j=0 \dots N \tag{2}$$

donde

$$RMS(t+1) = \beta \frac{U'[C(t+1)]}{U'[C(t)]}$$

es la variable aleatoria que expresa la relación marginal de sustitución entre t y $t+1$.

La expresión (2) señala que el agente inversor compone su cartera de modo que los rendimientos de cada activo, medidos en términos reales y adecuadamente descontados por la relación marginal de sustitución entre consumo cierto en cada período t y consumo estocástico en el período siguiente, se igualan en equilibrio.

Con el objeto de obtener una especificación de la relación marginal de sustitución, supondremos que la función de utilidad tiene la forma isoelástica convencional. Es decir:

$$U [C(t)] = \frac{C(t)^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (3)$$

donde γ es el coeficiente de aversión relativa al riesgo. Por lo tanto,

$$RMS(t+1) = \beta \frac{C(t+1)^{-\gamma}}{C(t)^{-\gamma}}$$

Esta especificación de la relación marginal de sustitución intertemporal no tiene gran atractivo en el análisis empírico de los precios de activos denominados en monedas distintas. A los tradicionales problemas de medición que tiene el consumo nacional de un país, se añade, en este caso, la necesidad de obtener una medida del consumo de un inversor representativo mundial, multiplicándose, obviamente, los problemas de agregación.

Sin embargo, en condiciones no excesivamente restrictivas, la tasa de crecimiento del consumo puede ser aproximada por una proporción determinista de la tasa de rendimiento de la cartera de equilibrio³. Si esto es así, el conjunto de ecuaciones de Euler (2) puede ser reescrito como:

$$E_t \left[R_m(t+1)^{-\gamma} \left(\frac{P(t)}{P(t+1)} \right)^{1-\gamma} [R_j(t+1) - R_0(t+1)] \right] = 0, j=1 \dots N \quad (4)$$

La expresión (4) representa de forma exacta las condiciones de

³Este resultado es exacto, si los rendimientos están independientemente distribuidos. Restoy (1992) prueba un resultado que implica que esta aproximación es válida, si los rendimientos no son serialmente independientes, pero muestran escasa persistencia y varianza condicional del tipo GARCH.

primer orden del agente representativo, sólo en el caso de que los rendimientos estén independientemente distribuidos. Para el caso general, (4) es una aproximación. Sin embargo, suponiendo que los rendimientos reales de los activos financieros que componen la cartera del agente representativo no muestren una elevada persistencia, la explotación de (4) es teóricamente aceptable y conveniente desde el punto de vista empírico.

Supóngase ahora que existe un subconjunto de los $N + 1$ activos financieros compuesto por K activos de renta fija emitidos en K monedas distintas (p. ej., eurodepósitos). Denominemos $\bar{R}_j(t)$ ($j=0 \dots K$) la rentabilidad nominal del activo j expresada en su propia moneda, y por $e_j(t)$ el tipo de cambio de la moneda base respecto a la moneda j . Así,

$$R_j(t) = \bar{R}_j(t) \cdot e_j(t) / e_j(t-1) \cdot$$

Finalmente, supongamos que el activo 0 es un activo denominado en la moneda base ($e_0=1$), por lo que ofrece una rentabilidad medida en esa moneda perfectamente segura. Entonces, por la ecuación (4) se debe verificar:

$$E_t \left[R_m(t+1)^{-\gamma} \left(\frac{P(t)}{P(t+1)} \right)^{1-\gamma} \left(\bar{R}_j(t+1) \cdot \frac{e_j(t+1)}{e_j(t)} - R_0(t+1) \right) \right] = 0, \quad j = 1 \dots K \quad (5)$$

La ecuación (5) constituye una versión no lineal generalizada de la teoría de la paridad descubierta de los tipos de interés. De hecho, cuando existe neutralidad ante el riesgo ($\gamma = 0$), la ecuación (5) implica que los valores esperados de los rendimientos de la inversión en cada uno de los activos en términos de su poder adquisitivo en una determinada moneda, deben ser iguales en equilibrio. En general, la existencia de aversión al riesgo modificará esta relación e implicará la existencia de primas de riesgo en función de la contribución de cada activo al riesgo global de la cartera.

3.2.- Forma lineal del modelo

Como se mostrará posteriormente, la ecuación (5) puede ser explotada tanto para obtener un contraste de eficiencia del mecanismo de formación de precios en el euromercado, como para estimar el parámetro de aversión relativa al riesgo, y, en consecuencia, contrastar la hipótesis de neutralidad ante el riesgo implícitamente asumida en los modelos convencionales de paridad descubierta.

Sin embargo, con el fin de obtener una ecuación que permita la evaluación explícita de los tipos de interés de equilibrio, necesitamos imponer mayor estructura al modelo. Así, supóngase que el vector de variables aleatorias $(R_m(t), \tilde{R}_j(t), e_j(t), j=0 \dots K)$, condicionado al conjunto de información disponible en $t-1$, sigue una distribución lognormal.

Entonces, la expresión (5), junto con el supuesto de lognormalidad, implica que podemos expresar el valor esperado de los diferenciales de tipos de interés convertidos a la moneda base como:

$$\begin{aligned} E_t r_j(t+1) - r_0(t+1) &= \tilde{r}_j(t+1) - r_0(t+1) + E_t [h_j(t+1)] = \\ &= \sigma_{j\pi} - \frac{1}{2} \sigma_{jj}(t) + \gamma [\sigma_{jm}(t) - \sigma_{j\pi}(t)] \end{aligned} \quad (6)$$

donde:

$$\begin{aligned} r_m(t) &\equiv \log R_m(t), \\ r_j(t) &\equiv \log R_j(t), \\ h_j(t) &\equiv \log e_j(t) - \log e_j(t-1) \\ \pi(t) &\equiv \log P(t) - \log P(t-1) \end{aligned}$$

y

$$\sigma_{jj}(t) = \text{Var}_t [h_j(t+1)]$$

$$\sigma_{jm}(t) = \text{Cov}_t [h_j(t+1), r_m(t+1)]$$

$$\sigma_{jn}(t) = \text{Cov}_t [h_j(t+1), \pi(t+1)]$$

La expresión (6) constituye una versión lineal del modelo de paridad descubierta de los tipos de interés, derivada de un modelo general de equilibrio en los mercados de activos. Por otra parte, esta expresión no es más que una aplicación de una versión en tiempo discreto del International Capital Asset Pricing Model (ICAPM) de Adler y Dumas (1983) a la modelización de los diferenciales de tipos de interés asociados a activos de renta fija.

Es interesante comparar, en primer lugar, la expresión (6) con la correspondiente a la versión más utilizada de la teoría de paridad descubierta de los tipos de interés. Según esta teoría, el diferencial de tipos de interés de activos equivalentes denominados en monedas distintas debe ser igual a las expectativas de depreciación de una moneda respecto a la otra. Es decir:

$$\bar{r}_j(t+1) - r_0(t+1) + E_t [h_j(t+1)] = 0 \quad (7)$$

Es obvio que la expresión (7) difiere de (6) en la aparición de los momentos de segundo orden del tipo de cambio, la inflación y el rendimiento de la cartera agregada. Estos términos son consecuencia, por un lado, de la inclusión de aversión al riesgo en el análisis, y, por otro, de realizar una correcta linealización de las condiciones de equilibrio (5).

Así, supóngase que $\gamma = 0$; entonces, el lado derecho de (7) difiere del de (5) en el término:

$$- \frac{1}{2} \sigma_{jj}(\tau) + \sigma_{jn}(\tau)$$

Este término aparece como consecuencia de la desigualdad de Jensen, aplicable al valor esperado de una variable lognormal en tiempo discreto. En tiempo continuo, este término desaparecería y la versión habitual de la teoría de la paridad descubierta representada por la ecuación (7) sería correcta en el supuesto de neutralidad ante el riesgo. La inclusión de aversión al riesgo ($\gamma > 0$) introduce el término:

$$PR \equiv \gamma [\sigma_{jm}(\tau) - \sigma_{jn}(\tau)]$$

que es proporcional al grado de aversión relativa al riesgo. Este término es, por lo tanto, la prima de riesgo que el individuo considerado exige al activo j en relación a la que exige al activo 0. Esa prima depende de la covarianza del tipo de cambio de la moneda en la que está denominado el activo con el rendimiento de la cartera agregada del mercado, corregido por el índice de precios relevante para el inversor, expresado en unidades de la moneda base.

Nótese que la expresión (6) es independiente de las unidades de medida, pero no así del índice de precios relevante para el inversor. Es decir, los agentes demandarán una cantidad diferente de cada activo, en función del grado de cobertura que la inversión en la moneda en que está denominado el activo suponga ante movimientos no deseados en el poder adquisitivo del inversor. Esta heterogeneidad imposibilita, en general, la utilización estricta del supuesto de agente representativo en los modelos de demanda internacional de activos.

Afortunadamente, en el supuesto de que el coeficiente γ es igual para todos los inversores, podemos rescatar la aplicabilidad del modelo de agente representativo, reinterpretando $P(t)$ como el índice de precios mundial ponderado. Es decir:

$$P(t) = \prod_{i=0}^K P_1^{\delta_1}(t),$$

donde $\sum_i \delta_i = 1$ y δ_i es la proporción de la riqueza mundial que pertenece al país i . (Gokey, 1991).

4.- RESULTADOS EMPIRICOS

4.1.- Contrastes de eficiencia y neutralidad ante el riesgo

Con el fin de contrastar la hipótesis de eficiencia en el euromercado, en esta sección se contrastan las propiedades de ortogonalidad implícitas en las condiciones de primer orden del programa de optimización del agente representativo mundial (expresión (5)).

Nótese que la expresión (5) puede escribirse como

$$E_t [\Lambda_j(\gamma, t+1)] = 0 \quad j = 1 \dots N$$

donde

$$\Lambda_j(\gamma, t+1) = R_m(t+1)^{-\gamma} \left(\frac{P(t)}{P(t+1)} \right)^{1-\gamma} [R_j(t+1) - R_0(t+1)]$$

De este modo, como las expectativas son formadas racionalmente, la variable $\Lambda_j(\gamma, t+1)$ debe ser ortogonal al conjunto de información en t . Así, debe verificarse que

$$E[Z_h(t) \Lambda_j(t+1, \gamma)] = 0 \quad j = 1 \dots N \quad (8)$$

para toda variable Z_h ($h = 1 \dots H$) observable por el individuo en el período t o anterior.

Utilizando la expresión (8) y reemplazando momentos poblacionales por momentos muestrales, se obtienen $H \times N$ condiciones

de ortogonalidad que sobreidentifican el parámetro γ . El método generalizado de momentos (GMM) (Hansen, 1982, Hansen y Singleton, 1982) proporciona, en primer lugar, un procedimiento a fin de combinar eficientemente toda esta información para estimar el parámetro γ . En segundo lugar, sugiere un test de ajuste del modelo basado en el grado de cumplimiento de las condiciones de ortogonalidad para el parámetro estimado.

El estimador GMM de γ resuelve el problema:

$$\min \frac{1}{T} \left[\sum_{t=1}^T S(t, \gamma)' \right] \Omega^{-1} \left[\sum_{t=1}^T S(t, \gamma) \right] \quad (9)$$

donde:

$$S(t, \gamma) = Z(t) \otimes \Lambda(t+1, \gamma) ,$$

$Z(t)$ es el vector ($H \times 1$) de instrumentos en t , $\Lambda(t, \gamma)$ es el vector $N \times 1$ cuyos componentes son los términos Λ_h y Ω es un estimador consistente de:

$$\Omega = \text{var} \left(\frac{1}{T^{1/2}} \sum_{t=1}^T S(t, \gamma) \right)$$

En ciertas condiciones de regularidad, el estimador GMM de γ ($\hat{\gamma}$) posee una distribución normal asintótica. Es decir:

$$T^{1/2} (\hat{\gamma} - \gamma) \rightarrow N(0, \Gamma)$$

donde

$$\Gamma = s(\gamma)' \Omega^{-1} s(\gamma)$$

$$y' s(\gamma) = E \left[\frac{ds(\gamma)}{d\gamma} \right]$$

Por lo tanto, la estimación GMM se realiza habitualmente en dos etapas. En la primera etapa, se obtiene un estimador consistente, aunque no eficiente, de γ , utilizando la matriz identidad en lugar de Ω en el problema de optimización representado en (8). En la segunda etapa, se construye el estimador consistente $\hat{\Omega}$ y se resuelve el problema (8). A pesar de que el estimador así obtenido es eficiente, resulta conveniente efectuar nuevas iteraciones, con el fin de eliminar, en la medida de lo posible, el efecto de la selección de unos valores iniciales concretos al comienzo del algoritmo.

El valor de la función objetivo para el estimador $\hat{\gamma}$ proporciona un test de cumplimiento de las condiciones de ortogonalidad que no son necesarias para identificar el parámetro γ . Así, definamos el estadístico Q del siguiente modo:

$$Q = T \left\{ \frac{1}{T} \left[\sum_{t=1}^T s(t, \hat{\gamma})' \right] \hat{\Omega}^{-1} \left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T s(t, \hat{\gamma}) \right] \right\} \quad (10)$$

Se puede demostrar que este estadístico se distribuye, en la hipótesis nula de cumplimiento de las condiciones de ortogonalidad, como una χ^2 con $H \times N - 1$ grados de libertad.

Este método ha sido utilizado para estimar el parámetro γ y contrastar las condiciones de ortogonalidad en lo que se interpreta como un test de eficiencia de formación de precios en el euromercado. En la especificación de la relación marginal de sustitución, se ha utilizado preferentemente la cartera mundial agregada. Sin embargo, con el fin de probar la solidez de los resultados para otras elecciones de la cartera agregada, se han utilizado también la cartera europea y la cartera mundial sin Japón. La elección de la cartera europea podría encontrar justificación en la existencia de un cierto grado de segmentación entre los mercados financieros europeos y el resto. Las pruebas realizadas con la cartera mundial sin Japón obedecen tanto a la posible verificación de

la hipótesis de segmentación como a la creencia generalizada de que la bolsa mundial de Morgan y Stanley otorga un peso excesivo a este país (Harvey, 1989), como consecuencia del alto grado de participación de empresas que cotizan en bolsa en el capital social de otras, lo que infla artificialmente la capitalización total del mercado japonés.

En las estimaciones, se han incluido como activos los siete eurodepósitos considerados, más la cartera agregada correspondiente, para los cálculos con la cartera mundial y la cartera mundial sin Japón. Los correspondientes a la cartera europea sólo emplean los datos de los activos denominados en monedas europeas. Tal como exige el modelo expuesto en la sección 3, todos los rendimientos y los índices de precios se han convertido a una moneda base: en este caso, la peseta⁴. Como instrumentos, se han escogido una constante y los valores retardados de todos los rendimientos incluidos, excepto el del eurodepósito en la moneda base, al poseer éste una rentabilidad cierta y conocida en cada período del tiempo que, en consecuencia, pertenece al conjunto de información en ese período. En total, el método generalizado de momentos explota 56 condiciones de ortogonalidad para las estimaciones con la cartera mundial y la cartera mundial sin Japón, y 30 para las de la cartera europea.

Los resultados de la estimación GMM para el período muestral 8.86-2.92 aparecen en el cuadro 2. En primer lugar, resulta llamativa la estimación con razonable precisión de un parámetro de aversión al riesgo relativamente elevado y altamente significativo. Este resultado proporciona evidencia contraria a la hipótesis de neutralidad ante el riesgo, a menudo utilizada en los modelos diseñados para contrastar la hipótesis de eficiencia en los mercados de divisas. La estimación de γ es, además, bastante sólida ante cambios en la definición de la cartera agregada del mercado y en el conjunto de variables instrumentales elegido.

Otro resultado importante que recoge el cuadro 2 se refiere a los

⁴ Esta elección es, sin embargo, insustancial. Los resultados estadísticos son independientes de la moneda base elegida.

contrastes de eficiencia efectuados. Los resultados para la cartera mundial, con o sin Japón, no permiten rechazar la hipótesis de cumplimiento de las condiciones de ortogonalidad con niveles de confianza aceptables. Este resultado contrasta con los obtenidos en diferentes contextos (p.ej., Hansen y Singleton, 1982) donde las condiciones de ortogonalidad son, a menudo, rechazadas. Este hecho está probablemente relacionado con la decisión de sustituir la tasa de crecimiento del consumo por el rendimiento de la cartera agregada. De este modo, los resultados apoyan la tesis de que el factor apropiado de descuento de los rendimientos individuales es una función de la tasa de rendimiento agregada en el espíritu del Capital Asset Pricing Model (CAPM) estático convencional. Por otra parte, y como se ha señalado, esta hipótesis no está en clara contradicción con la valoración intertemporal de activos, habida cuenta de la escasa persistencia habitualmente encontrada en la distribución de los rendimientos de los activos con riesgo.

Es también claro que el modelo de cartera exclusivamente europea especificado presenta un comportamiento empírico muy inferior. Las condiciones de ortogonalidad no son rechazadas sólo para niveles de significación del 1%. Este resultado parece señalar la existencia de oportunidades de diversificación de riesgos intrínsecos a las monedas europeas mediante la inversión en activos americanos y japoneses. De este modo, la cartera de renta variable europea no es, en absoluto, la representativa de un inversor racional internacional.

Los resultados ofrecen apoyo a la hipótesis de racionalidad en la formación de precios de activos financieros en el euromercado. Los rendimientos de cualquier activo adecuadamente descontados en función de su contribución al riesgo de la cartera global no son predecibles con anterioridad. Sin embargo, resulta interesante analizar en qué medida el modelo estimado proporciona una explicación razonable de cada uno de los diferenciales de tipos de interés del euromercado comentados en la sección 2. En el cuadro 3, se presenta el valor p de un hipotético contraste de las restricciones de ortogonalidad aplicadas a cada uno de los diferenciales posibles de tipos de interés entre las monedas elegidas. Como se observa, el modelo ajusta razonablemente bien una gran parte de los diferenciales. Sin embargo, encuentra especiales dificultades en

explicar los diferenciales entre los tipos de interés de la eurolira y la europeseta con el euromarco y el eurofranco. Recuérdese que estos casos corresponden a diferenciales ex post de rentabilidad significativamente distintos de cero. Así, el modelo generaliza de forma notable el modelo convencional de paridad descubierta incluyendo el riesgo cambiario de cada una de las monedas, pero no puede impedir que subsistan componentes predecibles en los diferenciales ex post de tipos de interés no explicables por la existencia de primas de riesgo significativas. Esta cuestión es analizada con mayor detalle en la siguiente subsección.

4.2.- Primas de riesgo

Rechazada la hipótesis de neutralidad ante el riesgo, tiene interés preguntarse por las características de las primas por riesgo cambiario que se derivan del modelo expuesto en la sección 3. La expresión (6), obtenida a partir de la aproximación logarítmica al mencionado modelo, muestra cómo los diferenciales ex ante de tipos de interés convertidos a una misma moneda pueden expresarse como la suma de dos componentes: uno, debido a la propia aproximación (con su origen en la desigualdad de Jensen), y otro, que puede caracterizarse como prima por riesgo (de cambio).

El cuadro 4 muestra los valores de esos dos sumandos cuando el parámetro γ se sustituye por su valor estimado y las varianzas y covarianzas condicionales se sustituyen por los correspondientes momentos muestrales. Se trata, pues, de una primera aproximación a las primas de riesgo, que resulta exacta en el caso de que los momentos de primero y segundo orden de la distribución condicional conjunta de la tasa de rendimiento de la cartera mundial, la tasa de inflación y las tasas de variación de los tipos de cambio fuesen constantes en el tiempo.

El primer resultado interesante que se deriva del análisis de los datos del cuadro 4 es la importancia relativa del término que aparece al llevar a cabo la aproximación lineal, que alcanza valores (absolutos) superiores al medio punto porcentual en los diferenciales con respecto al dólar y al yen. También son de cierta importancia los valores que

aparecen en los diferenciales con la libra (entre 0,15 y 0,28), y bastante menores los asociados a los diferenciales entre los rendimientos de los depósitos en las restantes monedas pertenecientes al SME (entre 0,00 y 0,13).

La explicación de este resultado es bastante intuitiva, dada la reducida magnitud de las covarianzas de los tipos de cambio con la tasa de inflación, de modo que el término por la desigualdad de Jensen viene explicado, básicamente, por la diferencia entre las variabilidades de los correspondientes tipos de cambio. Como ya se comentó en la sección 2, éstas son mucho más reducidas en el caso de las monedas europeas como consecuencia de su pertenencia al SME.

En cuanto a las primas de riesgo, existe también una diferencia clara entre los casos en que aparecen el dólar y el yen y el resto, siendo mayores las primeras, y, dentro de ellas, superiores las correspondientes al dólar. Es decir, el dólar y el yen son, por este orden, las divisas más arriesgadas, con primas que oscilan, en promedio, entre 2 y 5 puntos porcentuales. Por su parte, la libra presenta primas próximas a los dos puntos porcentuales y ocupa una situación intermedia entre el dólar y el yen, por un lado, y las otras divisas europeas, por otro. Este hecho probablemente esté en relación con la situación particular de dicha divisa, al margen de todo acuerdo cambiario hasta octubre de 1990 y perteneciente al SME desde entonces. Finalmente, dentro del resto de las divisas, la peseta aparece como la divisa menos arriesgada⁵ (todas las primas con respecto a ella son positivas), seguida del franco, del marco y de la lira. Las primas de riesgo, dentro de este último grupo, están siempre por debajo de un punto porcentual (0,74 es la prima máxima -lira frente a franco- y 0,23, la mínima -marco frente a peseta-).

⁵ Obsérvese que el período analizado no incluye los datos correspondientes a la "tormenta monetaria" de septiembre de 1992. No es descartable que la mayor variabilidad de los tipos de cambio en ese mes haya podido venir acompañada de un cambio en sus covarianzas con la cartera de mercado que incremente las primas de riesgo el SME.

En un primer intento de relajar la restricción de la constancia en el tiempo de las primas de riesgo, se han calculado mensualmente varianzas y covarianzas de tipos de cambio y tipos de interés⁶, usando datos diarios⁷. Los gráficos 7 a 12 muestran las primas de riesgo obtenidas a partir de esos datos, en comparación con los correspondientes diferenciales ex post, suma de la prima de riesgo y del error de expectativas.

Como puede observarse, las primas de riesgo que aparecen en los distintos gráficos son relativamente pequeñas en el caso de las monedas europeas, y bastante mayores y más variables en el caso del dólar y el yen. Estos resultados están en línea con los obtenidos a partir del análisis incondicional. Se observa también cómo, en general, las primas de riesgo varían en línea con las variaciones en los diferenciales ex post, aunque mostrando un rango de variación menor.

Conviene señalar también cómo, en el caso de la peseta, la prima de riesgo parece guardar mucha menos relación con el correspondiente diferencial ex post, aun cuando dicha prima muestre tanto una magnitud como un perfil bastante similar a los del resto de las primas de riesgo. Luego volveremos sobre el caso de la peseta.

En resumen: puede observarse cómo las primas de riesgo son mayores y más variables en los casos de las divisas cuyos tipos de cambio frente al resto son, en general, más volátiles. Así, el dólar ocuparía el primer lugar de una hipotética ordenación de las divisas de

⁶ Al no disponer de datos diarios relativos a la tasa de inflación, las covarianzas de ésta con los diferentes tipos de cambio se han sustituido por las covarianzas muestrales de las series mensuales. En todo caso, conviene recordar que, al menos con frecuencia mensual, los valores de estas covarianzas son de muy pequeña dimensión, tanto en relación con la varianza de los tipos de cambio como en relación con las covarianzas entre éstos y el rendimiento de la cartera mundial.

⁷ Esta aproximación a los momentos condicionales de segundo orden mediante el uso de datos diarios se apoya en el supuesto implícito de que éstos se distribuyen de forma independiente en cada intervalo mensual.

mayor a menor riesgo, seguido del yen y con las monedas del SME (y la peseta, en particular) cerrando dicha ordenación.

En estas condiciones, podría pensarse que existe una relación directa entre la volatilidad del tipo de cambio y la prima por riesgo cambiario. Sin embargo, el mercado sólo remunera el riesgo no diversificable, que, de acuerdo con la sección 3, depende esencialmente de la covarianza del tipo de cambio con la cartera agregada y no de la varianza de aquél. Desde este punto de vista, las razones que explican que, durante el periodo muestral considerado, el dólar aparezca como la moneda más arriesgada y la peseta como la de riesgo menor no radican, necesariamente, en la volatilidad relativa de los tipos de cambio, sino en las diferentes oportunidades existentes para diversificar los riesgos derivados de invertir en una u otra moneda. Así, dado que hemos identificado la cartera mundial como la cartera bien diversificada de equilibrio y que, en dicha cartera, abundan los activos de renta variable denominados en dólares, parece lógico que los eurodepósitos en pesetas ofrezcan mayores oportunidades de diversificación de riesgos que los depósitos en eurodólares. De este modo, la prima de riesgo asociada a la rentabilidad de éstos últimos debe ser mayor que la asociada a la de los primeros. Los casos del yen, de la libra y del resto de las monedas europeas, cuyo peso relativo como monedas de denominación de los activos de la cartera mundial es progresivamente menor, pueden interpretarse de manera análoga (ver cuadro 5).

Esta observación es importante a la hora de valorar el hecho de que las primas de riesgo existentes en los diferenciales de tipos de interés observados entre eurodepósitos denominados en monedas europeas sean de una magnitud moderada. Este hecho no es debido a que los agentes sean poco aversos al riesgo o, eventualmente, neutrales, ya que hemos obtenido una estimación del coeficiente de aversión relativa al riesgo claramente significativa y con un valor puntual superior a 8. Tampoco se debe a que el riesgo cambiario en el seno del SME sea reducido, ya que, como se ha visto, los diferenciales de rentabilidad ex post son considerablemente variables. La razón de ese valor moderado es que el riesgo cambiario dentro del SME es, en general, fácilmente diversificable en un contexto general de elección de

cartera. De este modo, a pesar del rechazo rotundo de la hipótesis de neutralidad ante el riesgo, es posible argumentar que la teoría de la paridad descubierta resulta, para buena parte de las monedas del SME, una aproximación razonable de la relación entre tipos de cambio y tipos de interés que resulta de la utilización de un modelo más general que no requiere la ausencia de aversión al riesgo.

Finalmente, hemos de señalar que queda aún pendiente el problema relativo a la explicación del abultado diferencial ex post entre algunas de las divisas pertenecientes al acuerdo cambiario europeo. El caso de la peseta es, quizá, el más ilustrativo de todos ellos, con diferenciales de rentabilidad ex post, durante el período analizado, estadísticamente significativos y superiores a los 6 puntos porcentuales (en tasa anual equivalente) y primas de riesgo que no sólo son pequeñas (inferiores, en todo caso, a 1 punto porcentual), sino que, además, aparecen con signo contrario al requerido para explicar, al menos parcialmente, los diferenciales. Obsérvese que la reducida prima de riesgo que, en ese período, se estima para la peseta es compatible con la existencia de fuertes expectativas de depreciación de la misma, implicando, entonces, que los agentes pueden diversificar muy bien el riesgo derivado de la no verificación de estas expectativas mediante la inversión simultánea en los activos que componen la cartera mundial.

5.- CONCLUSIONES Y EXTENSIONES

En este trabajo, se ha evaluado la teoría de la paridad descubierta de los tipos de interés en el mercado de eurodepósitos para distintas monedas del SME, para el dólar americano y para el yen. Esta evaluación se ha efectuado mediante el contraste de dos de las hipótesis en las que se apoya la aplicabilidad de dicha teoría: la eficiencia del mecanismo de formación de precios y la neutralidad ante el riesgo de los agentes inversores.

El estudio se ha realizado sobre la base de un modelo general de equilibrio que permite la obtención de condiciones de no arbitraje entre activos denominados en monedas distintas. La explotación directa de estas condiciones mediante el método generalizado de momentos permite

obtener tanto un contraste de eficiencia del mercado como una estimación del parámetro de aversión relativa al riesgo.

Los resultados ofrecen apoyo a la hipótesis de eficiencia, pero rechazan de forma contundente la hipótesis de neutralidad ante el riesgo. De este modo, se obtiene que los diferenciales de tipos de interés no sólo recogen las expectativas de depreciación de una moneda respecto a la otra, como la teoría de la paridad descubierta señala, sino también una prima de riesgo asociada a la incertidumbre sobre la evolución futura del tipo de cambio entre estas monedas.

La evaluación de las primas de riesgo permite resaltar la notoria diferencia entre el riesgo contraído al invertir en monedas pertenecientes a países del SME y países ajenos al mismo. Así, los eurodepósitos en dólares y yenes incorporan primas de riesgo sustanciales, mientras que las asociadas al marco, al franco, a la lira, a la peseta y, en menor medida, debido a su más reciente ingreso en el SME, a la libra, tienen un tamaño mucho más moderado como consecuencia del carácter diversificable de gran parte del riesgo intrínseco que supone la inversión en estas monedas.

Mención especial merece el caso de la peseta. El modelo estimado proporciona una explicación insuficiente de los diferenciales de rentabilidad de los depósitos denominados en esta moneda respecto al resto. El tipo de cambio de la peseta ha mantenido una trayectoria relativamente estable en gran parte de la muestra utilizada, que finaliza en febrero de 1992, situándose, desde su ingreso en el SME, en la parte alta de su banda de fluctuación. Por otra parte, la escasa presencia que los activos denominados en pesetas tienen en la cartera mundial representativa garantiza que el riesgo asociado a la inversión en esta moneda sea fácilmente diversificable. Sin embargo, a pesar del comportamiento sistemático de la autoridad monetaria española, de la claridad y estabilidad de sus objetivos cambiarios y de la ausencia de primas de riesgo significativas en el periodo considerado, el mercado ha exigido a los activos denominados en pesetas una rentabilidad sensiblemente superior a la exigida a activos similares denominados en las monedas centrales del SME. De este modo, los diferenciales de tipos de interés observados implican unas expectativas de depreciación (o

devaluación) muy superiores a las que cabría deducir de la observación de la evolución del tipo de cambio de la peseta desde su entrada en el SME.

Esta situación encaja en lo que se conoce en la literatura como problema de peso e implica que la distribución subjetiva de una variable tiene un componente que es infrecuentemente observado, y que, en consecuencia, no puede ser bien estimado utilizando observaciones ex post. En el caso del tipo de cambio de la peseta, este componente es el suceso devaluación que no aparece en la muestra (que finaliza en febrero de 1992), pero que es incorporado por los agentes en su mecanismo de formación de expectativas. En un trabajo en proceso de elaboración (Ayuso, Pérez y Restoy (1992)), se analiza en qué medida esas expectativas de devaluación han podido estar justificadas por noticias relativas a la evolución de variables macroeconómicas tales como el paro, los déficit por cuenta corriente y fiscal o el volumen de reservas disponibles.

APENDICE A.- DESCRIPCION DE LOS DATOS

Los datos de base utilizados en este trabajo son observaciones mensuales de tipos de interés, tipos de cambio, rendimientos bursátiles e índices de precios en el período que va de agosto de 1986 a febrero de 1992.

Los tipos de interés empleados son tipos prestadores de depósitos de 30 días en dólares USA, marcos alemanes, yenes, francos franceses, libras esterlinas, liras y pesetas en el euromercado, correspondientes al primer día hábil de cada mes. Los datos de tipo de cambio se corresponden con la lista de monedas anterior, y se han elegido de modo que sea posible obtener de forma exacta la rentabilidad del depósito en cada una de las divisas. Es decir, se han considerado, para cada mes, el tipo de cambio vendedor del mismo día de la realización del depósito y el tipo de cambio comprador correspondiente al día del vencimiento del depósito. El empleo de la frecuencia mensual permite disponer de un número suficiente de observaciones sin que aparezcan los problemas derivados del solapamiento o superposición de información que tiene lugar cuando el plazo de maduración de los activos es superior al de observación de los datos.⁸

La rentabilidad de la cartera del inversor representativo se ha aproximado, principalmente, mediante el rendimiento de la cartera mundial, tomada de la base de datos de Morgan y Stanley. En los casos en que se han utilizado las carteras europea y mundial sin Japón, sus rendimientos se han obtenido a partir de las carteras nacionales, en el primer caso, y a partir de las carteras mundial y japonesa, en el segundo. En ambos casos, las ponderaciones de unas y otras se han obtenido de acuerdo con las ponderaciones relativas de cada una de ellas en la cartera mundial, el día 31 de diciembre de 1990, y la fuente de datos es, de nuevo, la base de Morgan y Stanley.

⁸ Véanse Hansen y Hodrick (1980) y Newey y West (1987). Nótese, además, que no se dispone de datos sobre índices de precios con frecuencia mayor que la mensual, y que la utilización de frecuencias inferiores reduciría sensiblemente el número de observaciones disponibles.

Nótese que esta elección utiliza el supuesto habitual de que la tasa de variación de la riqueza puede ser aproximada por la rentabilidad de los activos de renta variable comerciados en las bolsas de valores. De esta forma, se supone que el resto de los activos presenta oferta neta cero o despreciable. Por otro lado, habida cuenta de la magnitud del crash de octubre de 1987 y de su impacto perturbador en todas las estimaciones econométricas, se ha decidido intervenir esa observación.

Finalmente, los datos de precios utilizados son los índices de precios al consumo correspondientes a los países citados. La agregación internacional de estos índices se ha efectuado utilizando las capitalizaciones relativas de las bolsas nacionales que aparecen en las publicaciones de Morgan y Stanley. En particular, se han empleado las ponderaciones que corresponden a los niveles de capitalización existentes el día 31 de diciembre de 1990.

REFERENCIAS

- Ayuso, J., M. Pérez Jurado y F. Restoy (1992): "La Credibilidad de la Peseta en el SME". (En proceso de elaboración).
- Adler, M. y B. Dumas (1983): "International Portfolio Choice and Corporation Finance: A Synthesis", *Journal of Finance*, 38, pp. 925-983.
- Bertola, G. y L.E.O. Svenson (1990), "Target Zones and Realignments", Mimeo, Princeton University.
- Campbell, J. Y. (1991), "Intertemporal Asset Pricing without Consumption", L.S.E. Financial Markets Group D.P. # 107.
- Comisión Europea (1989): "One Market, One Money". European Economy. Octubre.
- Cumby, R.E. y M. Obstfield (1984), "International Interest Rate and Price Level Linkages under Floating Exchange Rates: A Review of Recent Evidence", in J.F.O. Bilson and R. Marston (eds.) *Exchange Rate Theory and Practice*, Chicago: University of Chicago Press.
- Fama, E. F. (1970), "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance*, 25, pp. 383-423.
- Fama, E. F. (1984), "Forward and Spot Exchange Rates", *Journal of Monetary Economics*, 14, pp. 251-276.
- Giovannini, A. (1990), "European Monetary Reform. Progress and Prospects", *Brookings Papers on Economic Activity* 2, pp. 217-291.
- Gokey, T.C. (1991), "Simplifying the International Capital Asset Pricing Problem", W.P. # 117. Institute of Economics and Statistics. Oxford.

- Hansen, L. P. (1982), "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments", *Econometrica*, 50, pp. 1269-1286.
- Hansen, L.P. y R.J. Hodrick (1980), "Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis", *Journal of Political Economy*, 88, pp. 829-853.
- Hansen, L.P. y K. Singleton (1982), "Generalized Instrumental Variable Estimation of Nonlinear Rational Expectation Models", *Econometrica*, 50, pp. 1269-1286.
- Harvey, C. R. (1991), "The World Price of Covariance Risk", *Journal of Finance*, 46, pp. 111-157.
- Krasker, W.S. (1980), "The 'Peso Problem' in Testing the Efficiency of Forward Exchange Markets", *Journal of Monetary Economics*, 6, pp. 269-276.
- Mehra, R. y E. Prescott (1984), "The Equity Premium: A Puzzle", *Journal of Monetary Economics*, 10, pp. 335-339.
- Newey, W.K. y K.D. West (1987), "A Simple Positive Semidefinite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, 55, pp. 703-708.
- Restoy, F. (1991), "Optimal Portfolio Policies under Time-Dependent Returns", Banco de España, D.T. # 9207.
- Sentana, E. , M. Shah y S. Wadhvani (1991), "Has the EMS reduced the Cost of Capital?", mimeo, London School of Economics.
- Svenson, L.E.O, "Assesing Target Zone Credibility: Mean Reversion and Devaluation Expectations in the EMS", IIES Seminar Paper n.493.

Cuadro 1

DIFERENCIALES DE INTERES EN EL EUROMERCADO DE DEPOSITOS A 1 MES (Agosto de 1986 - febrero de 1992)			
Divisas (x frente a y)	Diferencial nominal	Diferencial Ex post	
	Media	Media (Error estándar)	Varianza 1200
Dólar-peseta	-5,50	-10,26 (4,69)	1,23
Marco-peseta	-6,42	-10,35 (1,69)	0,16
Libra-peseta	-1,19	-6,17 (2,35)	0,31
Lira-peseta	-1,90	-7,40 (1,49)	0,12
Yen-peseta	-7,28	-12,36 (3,61)	0,73
Franco-peseta	-4,02	-8,68 (1,61)	0,15
Dólar-franco	-1,48	-1,65 (4,72)	1,24
Marco-franco	-2,41	-1,73 (0,66)	0,02
Libra-franco	2,82	2,44 (2,73)	0,42
Lira-franco	2,12	1,21 (0,81)	0,04
Yen-franco	-3,26	-3,75 (3,79)	0,80
Dólar-yen	1,78	2,09 (5,17)	1,49
Marco-yen	0,85	2,01 (3,79)	0,80
Libra-yen	6,08	6,18 (3,23)	0,58
Lira-yen	5,38	4,96 (3,70)	0,76
Dólar-lira	-3,60	-2,86 (4,57)	1,17
Marco-lira	-4,52	-2,95 (0,95)	0,05
Libra-lira	0,71	1,23 (2,59)	0,37
Dólar-libra	-4,30	-4,09 (5,22)	1,52
Marco-libra	-5,23	-4,17 (2,76)	0,42
Dólar-marco	0,93	0,08 (4,94)	1,36

Cuadro 2

ESTIMACION GMM - TESTS DE EFICIENCIA (Agosto de 1986 - febrero de 1992)				
	ACTIVOS	INSTRUMENTOS	γ (error estándar)	Valores p del contraste de sobreidentific.
1.- Cartera Mundial	8	8	8.30 (2.40)	.247
2.- C. Mundial sin Japón	8	8	7.52 (1.52)	.293
3.- Cartera Europea	6	6	8.81 (2.75)	.010

Cuadro 3

AJUSTE DEL MODELO VALORES P DE LAS RESTRICCIONES DE ORTOGONALIDAD							
	DOLAR	YEN	MARCO	LIBRA	LIRA	PESETA	FRANCO
DOLAR	*	*	*	*	*	*	*
YEN	.50	*	*	*	*	*	*
MARCO	.09	.84	*	*	*	*	*
LIBRA	.36	.28	.02	*	*	*	*
LIRA	.02	.14	.00	.02	*	*	*
PESETA	.02	.05	.00	.13	.19	*	*
FRANCO	.07	.84	.14	.04	.00	.00	*

Cuadro 4

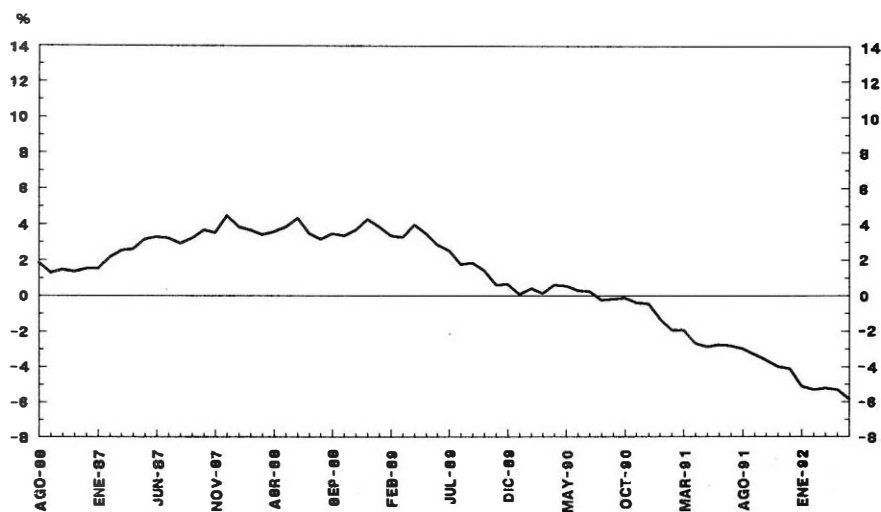
PRIMAS DE RIESGO EN EL EUOMERCADO DE DEPOSITOS A 1 MES T.A.E. (PUNTOS PORCENTUALES) (Agosto de 1986 - febrero de 1992)		
DIVISAS	TERMINO DEBIDO A LA APROXIMACION LINEAL	PRIMA DE RIESGO
Dólar-peseta	-0,60	5,01
Marco-peseta	-0,08	0,23
Libra-peseta	-0,15	1,74
Lira-peseta	-0,06	0,51
Yen-peseta	-0,35	3,72
Franco-peseta	-0,07	0,24
Dólar-franco	-0,53	5,25
Marco-franco	-0,01	0,47
Libra-franco	-0,08	1,98
Lira-franco	0,01	0,74
Yen-franco	-0,29	3,96
Dólar-yen	-0,24	1,29
Marco-yen	0,28	-3,49
Libra-yen	0,21	-1,99
Lira-yen	0,29	-3,22
Dólar-lira	-0,54	4,51
Marco-lira	-0,02	-0,28
Libra-lira	-0,09	1,23
Dólar-libra	-0,45	3,27
Marco-libra	0,07	-1,51
Dólar-marco	-0,52	4,78

Cuadro 5

PONDERACION RELATIVA DE CADA PAIS EN LA CARTERA MUNDIAL (MORGAN-STANLEY)	
Estados Unidos	.373
Japón	.332
Reino Unido	.136
Alemania	.052
Francia	.042
Italia	.019
España	.014

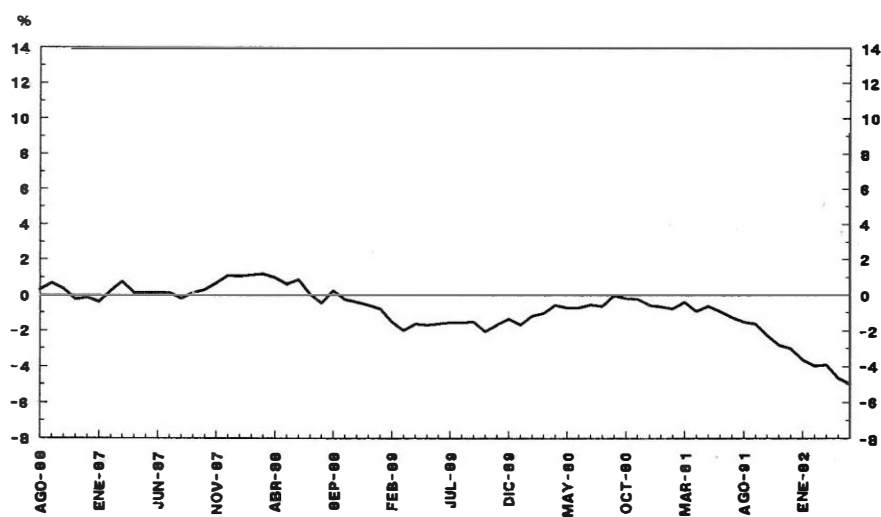
EXCESO DE RENDIMIENTO NOMINAL EURODOLAR SOBRE EUROMARCO

Gráfico 1



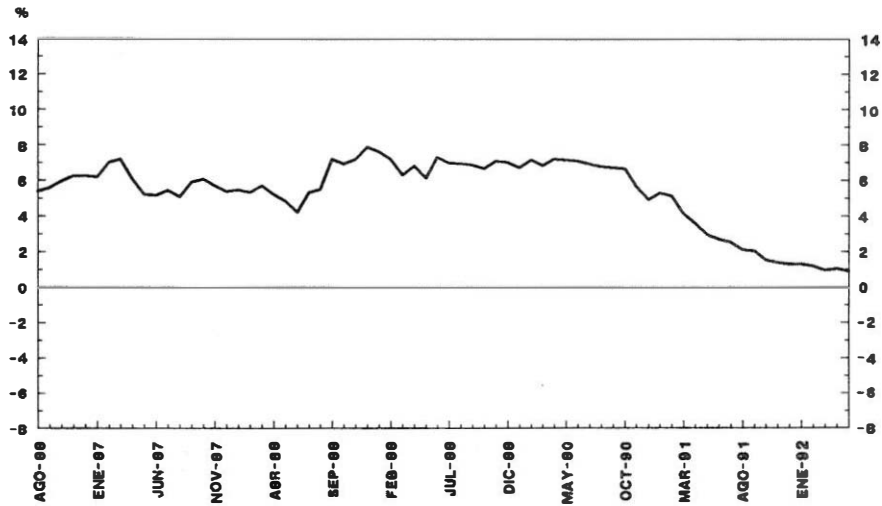
EXCESO DE RENDIMIENTO NOMINAL EUROYEN SOBRE EUROMARCO

Gráfico 2



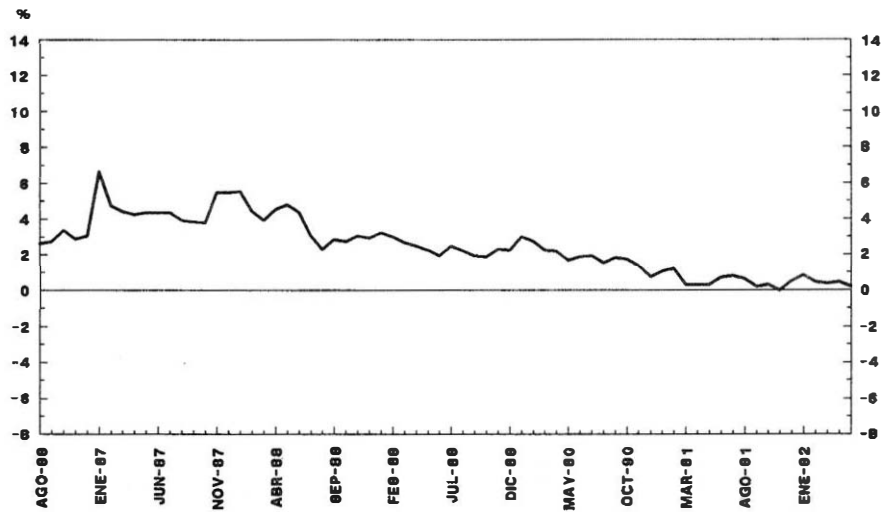
**EXCESO DE RENDIMIENTO NOMINAL
EUROLIBRA SOBRE EUROMARCO**

Gráfico 3



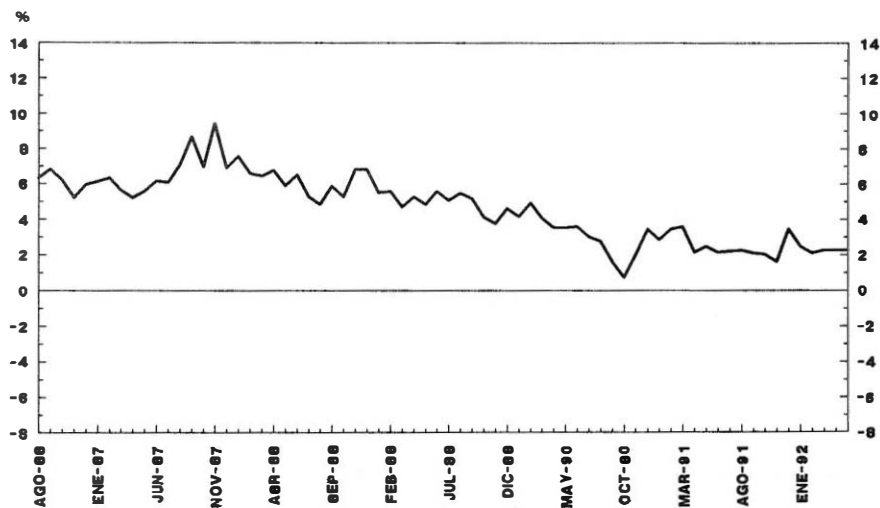
**EXCESO DE RENDIMIENTO NOMINAL
EUROFRANCO SOBRE EUROMARCO**

Gráfico 4



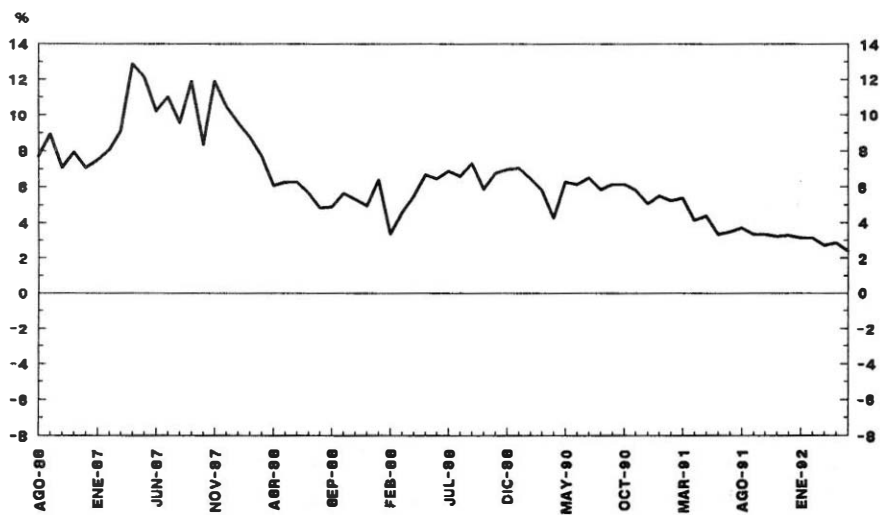
**EXCESO DE RENDIMIENTO NOMINAL
EUROLIRA SOBRE EUROMARCO**

Gráfico 5



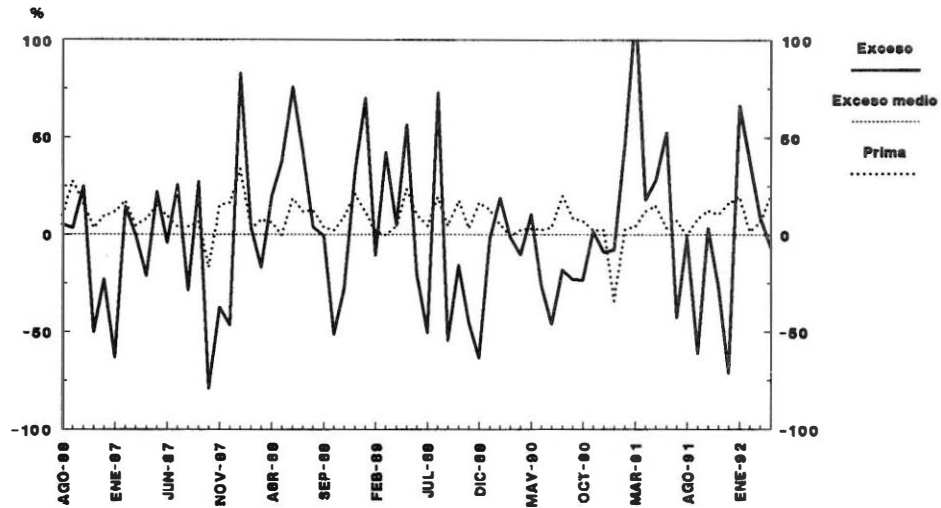
**EXCESO DE RENDIMIENTO NOMINAL
EUROPESETA SOBRE EUROMARCO**

Gráfico 6



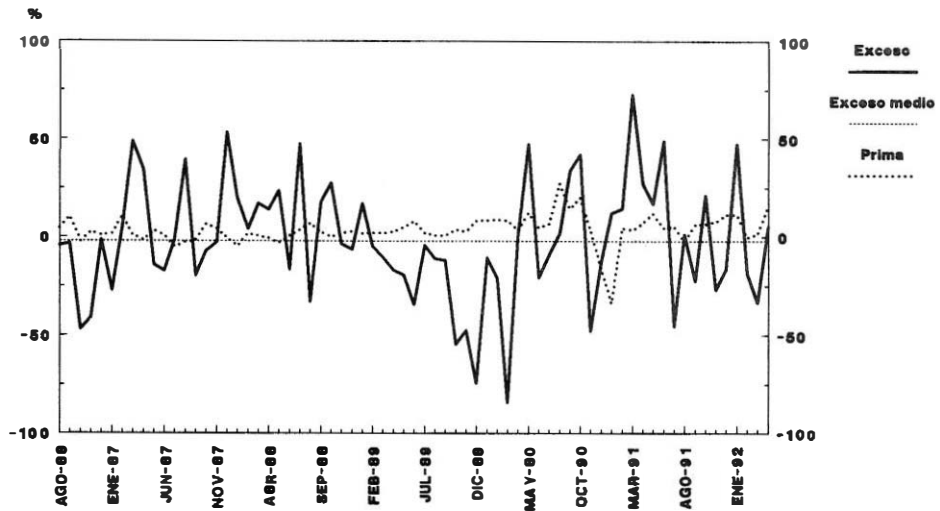
**EXCESO DE RENDIMIENTO EX POST
Y PRIMA DE RIESGO
EURODOLAR SOBRE EUROMARCO**

Gráfico 7



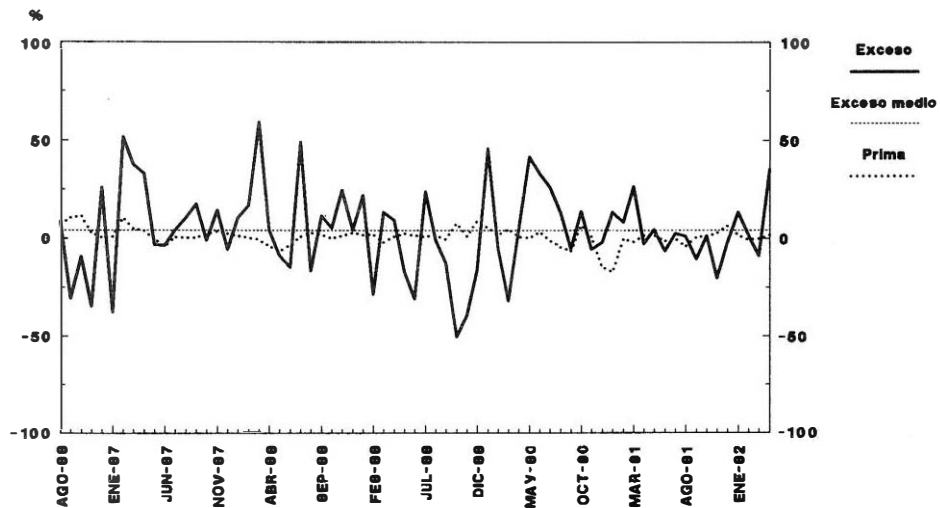
**EXCESO DE RENDIMIENTO EX POST
Y PRIMA DE RIESGO
EUROYEN SOBRE EUROMARCO**

Gráfico 8



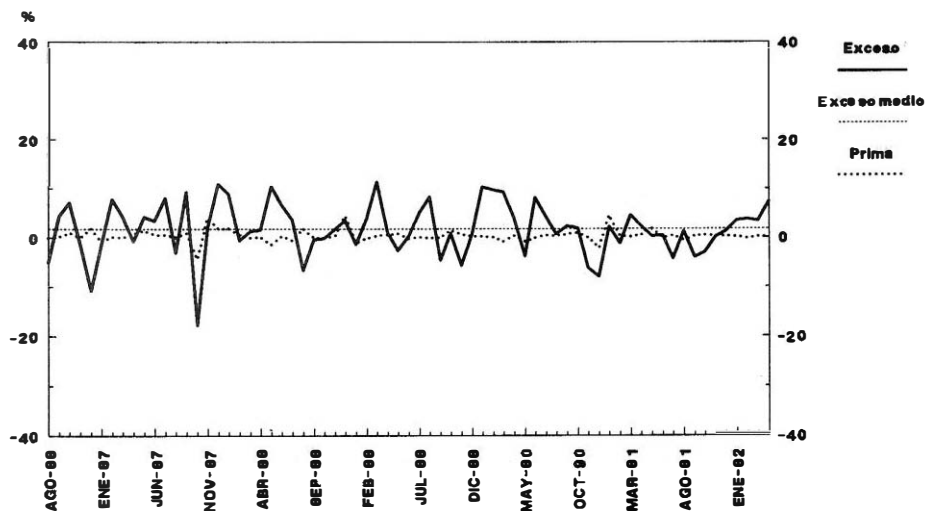
**EXCESO DE RENDIMIENTO EX POST
Y PRIMA DE RIESGO
EUROLIBRA SOBRE EUROMARCO**

Gráfico 9



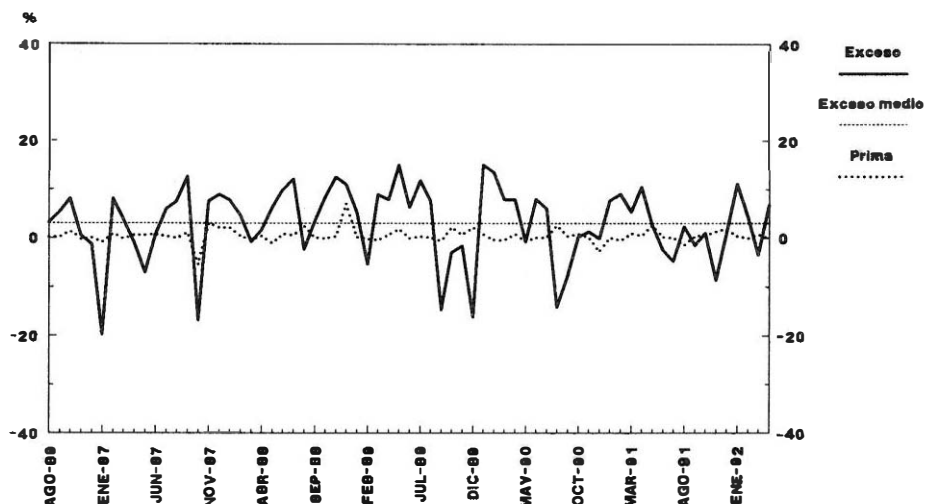
**EXCESO DE RENDIMIENTO EX POST
Y PRIMA DE RIESGO
EUROFRANCO SOBRE EUROMARCO**

Gráfico 10



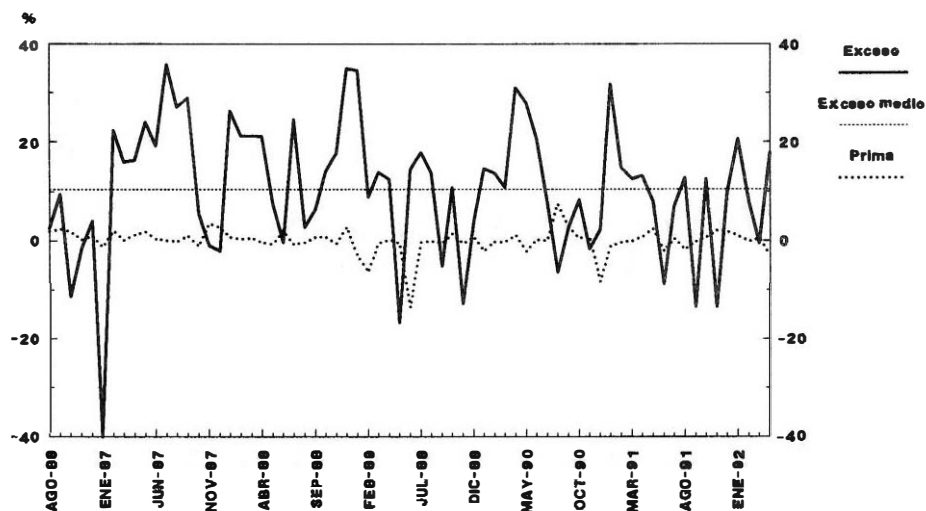
**EXCESO DE RENDIMIENTO EX POST
Y PRIMA DE RIESGO
EUROLIRA SOBRE EUROMARCO**

Gráfico 11



**EXCESO DE RENDIMIENTO EX POST
Y PRIMA DE RIESGO
EUROPESETA SOBRE EUROMARCO**

Gráfico 12



DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 9001 **Jesús Albarracín y Concha Artola:** El crecimiento de los salarios y el deslizamiento salarial en el período 1981 a 1988.
- 9002 **Antoni Espasa, Rosa Gómez-Churrua y Javier Jareño:** Un análisis econométrico de los ingresos por turismo en la economía española.
- 9003 **Antoni Espasa:** Metodología para realizar el análisis de la coyuntura de un fenómeno económico. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9004 **Paloma Gómez Pastor y José Luis Pellicer Miret:** Información y documentación de las Comunidades Europeas.
- 9005 **Juan J. Dolado, Tim Jenkinson and Simon Sosvilla-Rivero:** Cointegration and unit roots: A survey.
- 9006 **Samuel Bentolila and Juan J. Dolado:** Mismatch and Internal Migration in Spain, 1962-1986.
- 9007 **Juan J. Dolado, John W. Galbraith and Anindya Banerjee:** Estimating euler equations with integrated series.
- 9008 **Antoni Espasa y Daniel Peña:** Los modelos ARIMA, el estado de equilibrio en variables económicas y su estimación. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9009 **Juan J. Dolado and José Viñals:** Macroeconomic policy, external targets and constraints: the case of Spain.
- 9010 **Anindya Banerjee, Juan J. Dolado and John W. Galbraith:** Recursive and sequential tests for unit roots and structural breaks in long annual GNP series.
- 9011 **Pedro Martínez Méndez:** Nuevos datos sobre la evolución de la peseta entre 1900 y 1936. Información complementaria.
- 9101 **Javier Vallés:** Estimation of a growth model with adjustment costs in presence of unobservable shocks.
- 9102 **Javier Vallés:** Aggregate investment in a growth model with adjustment costs.
- 9103 **Juan J. Dolado:** Asymptotic distribution theory for econometric estimation with integrated processes: a guide.
- 9104 **José Luis Escrivá y José Luis Malo de Molina:** La instrumentación de la política monetaria española en el marco de la integración europea. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9105 **Isabel Argimón y Jesús Briones:** Un modelo de simulación de la carga de la deuda del Estado.
- 9106 **Juan Ayuso:** Los efectos de la entrada de la peseta en el SME sobre la volatilidad de las variables financieras españolas. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9107 **Juan J. Dolado y José Luis Escrivá:** La demanda de dinero en España: definiciones amplias de liquidez. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9108 **Fernando C. Ballabriga:** Instrumentación de la metodología VAR.
- 9109 **Soledad Núñez:** Los mercados derivados de la deuda pública en España: marco institucional y funcionamiento.
- 9110 **Isabel Argimón y José M^a Roldán:** Ahorro, inversión y movilidad internacional del capital en los países de la CE. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9111 **José Luis Escrivá y Román Santos:** Un estudio del cambio de régimen en la variable instrumental del control monetario en España. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9112 **Carlos Chuliá:** El crédito interempresarial. Una manifestación de la desintermediación financiera.
- 9113 **Ignacio Hernando y Javier Vallés:** Inversión y restricciones financieras: evidencia en las empresas manufactureras españolas.
- 9114 **Miguel Sebastián:** Un análisis estructural de las exportaciones e importaciones españolas: evaluación del período 1989-91 y perspectivas a medio plazo.
- 9115 **Pedro Martínez Méndez:** Intereses y resultados en pesetas constantes.
- 9116 **Ana R. de Lamo y Juan J. Dolado:** Un modelo del mercado de trabajo y la restricción de oferta en la economía española.
- 9117 **Juan Luis Vega:** Tests de raíces unitarias: aplicación a series de la economía española y al análisis de la velocidad de circulación del dinero (1964-1990).

- 9118 **Javier Jareño y Juan Carlos Delrieu:** La circulación fiduciaria en España: distorsiones en su evolución.
- 9119 **Juan Ayuso Huertas:** Intervenciones esterilizadas en el mercado de la peseta: 1978-1991.
- 9120 **Juan Ayuso, Juan J. Dolado y Simón Sosvilla-Rivero:** Eficiencia en el mercado a plazo de la peseta.
- 9121 **José M. González-Páramo, José M. Roldán y Miguel Sebastián:** Issues on Fiscal Policy in Spain.
- 9201 **Pedro Martínez Méndez:** Tipos de interés, impuestos e inflación.
- 9202 **Víctor García-Vaquero:** Los fondos de inversión en España.
- 9203 **César Alonso y Samuel Bentolila:** La relación entre la inversión y la «Q de Tobin» en las empresas industriales españolas. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9204 **Cristina Mazón:** Márgenes de beneficio, eficiencia y poder de mercado en las empresas españolas.
- 9205 **Cristina Mazón:** El margen precio-coste marginal en la encuesta industrial: 1978-1988.
- 9206 **Fernando Restoy:** Intertemporal substitution, risk aversion and short term interest rates.
- 9207 **Fernando Restoy:** Optimal portfolio policies under time-dependent returns.
- 9208 **Fernando Restoy and Georg Michael Rockinger:** Investment incentives in endogenously growing economies.
- 9209 **José M. González-Páramo, José M. Roldán y Miguel Sebastián:** Cuestiones sobre política fiscal en España.
- 9210 **Angel Serrat Tubert:** Riesgo, especulación y cobertura en un mercado de futuros dinámico.
- 9211 **Soledad Núñez Ramos:** Fras, futuros y opciones sobre el MIBOR.
- 9212 **Federico J. Sáez:** El funcionamiento del mercado de deuda pública anotada en España.
- 9213 **Javier Santillán:** La idoneidad y asignación del ahorro mundial.
- 9214 **María de los Llanos Matea:** Contrastes de raíces unitarias para series mensuales. Una aplicación al IPC.
- 9215 **Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo y José María Roldán:** Ahorro, riqueza y tipos de interés en España.
- 9216 **Javier Azcárate Aguilar-Amat:** La supervisión de los conglomerados financieros.
- 9217 **Olympia Bover:** Un modelo empírico de la evolución de los precios de la vivienda en España (1976-1991). (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9218 **Jeroen J. M. Kremers, Neil R. Ericsson and Juan J. Dolado:** The power of cointegration tests.
- 9219 **Luis Julián Alvarez, Juan Carlos Delrieu y Javier Jareño:** Tratamiento de predicciones conflictivas: empleo eficiente de información extramuestral. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9220 **Fernando C. Ballabriga y Miguel Sebastián:** Déficit público y tipos de interés en la economía española: ¿existe evidencia de causalidad?
- 9221 **Fernando Restoy:** Tipos de interés y disciplina fiscal en uniones monetarias. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9222 **Manuel Arellano:** Introducción al análisis econométrico con datos de panel.
- 9223 **Angel Serrat:** Diferenciales de tipos de interés onshore/offshore y operaciones swap.
- 9224 **Angel Serrat:** Credibilidad y arbitraje de la peseta en el SME.
- 9225 **Juan Ayuso y Fernando Restoy:** Eficiencia y primas de riesgo en los mercados de cambio.

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores a 1990 figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

Información: Banco de España
 Sección de Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión
 Teléfono: 338 51 80
 Alcalá, 50. 28014 Madrid